



F U N D A Ç Ã O
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 602

ISSN 0104-8910

***Limite de Endividamento e Sustentabilidade
Fiscal no Brasil: Uma abordagem via modelo
Quantílico Auto-Regressivo (QAR)***

***Luiz Renato Lima, Raquel Sampaio, Wagner
Gaglianone***

Outubro de 2005

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.

***Limite de Endividamento e Sustentabilidade Fiscal no Brasil:
Uma abordagem via modelo Quantílico Auto-Regressivo (QAR)***

Luiz Renato Lima (EPGE/FGV)

Raquel Sampaio (Université de Toulouse 1)

Wagner Gaglianone (Banco Central do Brasil e EPGE/FGV)

Resumo

Neste artigo investigamos a sustentabilidade fiscal no Brasil através de um modelo Quantílico Auto-Regressivo (QAR). Esta metodologia nos permite caracterizar a dinâmica da dívida pública e construir uma medida limite de endividamento, compatível com a sustentabilidade fiscal. Tal limite de endividamento constitui-se um indicador de grande importância para guiar os gestores da dívida pública, de forma a mantê-la sustentável no longo prazo, evitando uma austeridade fiscal excessiva. Nossos resultados indicam que a dívida pública (federal e interna) brasileira é globalmente sustentável a 10% de significância, apesar de ter ultrapassado o limite de endividamento por inúmeras vezes nos dois últimos anos. Por fim, sugerimos uma redução de 5% na razão dívida/PIB até o final de 2006, de forma a garantir a sustentabilidade fiscal do Brasil no longo prazo. Desta forma, apresentamos um arcabouço teórico consistente, e sua respectiva aplicação prática, com o intuito de contribuir para o planejamento estratégico e a gestão da dívida pública no Brasil.

Sumário

1 Introdução	3
2 Metodologia.....	7
2.1 Modelo Teórico	7
2.2 Sustentabilidade para Horizonte Infinito	9
3 Modelo Econométrico	11
3.1 O Modelo Quantílico Auto-Regressivo (QAR).....	11
3.2 Estimação	14
3.3 Testes de Hipótese	15
4. Resultados Empíricos	21
4.1 Base de Dados	21
4.2 Escolha da Ordem Auto-Regressiva.....	24
4.3 Sustentabilidade Local.....	26
4.4 Sustentabilidade Global	32
5. Conclusões	37
6. Referências Bibliográficas.....	39
7. Relação de Figuras e Tabelas.....	42

1 Introdução

O financiamento do Estado sempre foi um dos principais problemas dos países da América Latina. No Brasil, em tempos de hiperinflação utilizava-se freqüentemente a emissão de moeda para financiar o déficit público. Com o advento do Plano Real em 1994, o regime fiscal substituiu a emissão de moeda, como fonte de financiamento do governo, pelo endividamento público.

Diversos aspectos relacionados à dívida pública são atualmente debatidos no Brasil, tais como a aprovação da reforma tributária, que simplifica o sistema tributário e acaba com a guerra fiscal, e o enquadramento dos gastos da União na Lei de Responsabilidade Fiscal, a exemplo do que ocorre com estados e municípios. Uma sugestão de política econômica também muito debatida é a idéia do déficit nominal zero, proposta pelo deputado Delfim Netto, em substituição à atual política de superávits primários elevados.

O objetivo do nosso trabalho é contribuir com o debate fiscal no Brasil, especificamente em relação à gestão da dívida pública brasileira. Entendemos que o foco do debate deve ser fixar metas fiscais de longo prazo para o país, que vão além do atual governo, a exemplo do que ocorre na União Monetária Européia, através do Tratado de Maastricht, que admite um déficit fiscal nominal de até 3% do PIB e um limite para a dívida de 60% do PIB. Atualmente, questiona-se muito a relação dívida/PIB no Brasil, o indicador mais importante da solvência do país, e se o nível atual de endividamento é sustentável no longo prazo, dado o histórico de reestruturações forçadas e o atual esforço fiscal para reduzir a dívida.

Há uma vasta literatura sobre a restrição orçamentária intertemporal do governo, e a conclusão principal é que uma política fiscal é sustentável se a restrição orçamentária do governo for válida em valor presente. Em outras palavras, a dívida

atual deve ser compensada pela soma dos valores esperados futuros dos superávits primários, descontados a valor presente. A abordagem tradicional utilizada para analisar a sustentabilidade fiscal consiste em testar se o déficit orçamentário e/ou a dívida pública são processos estacionários.

Neste sentido, Hamilton e Flavin (1986) conduziram diversos testes de raiz unitária assumindo uma taxa de juros fixa. Em um trabalho posterior, Wilcox (1989) estende os trabalhos de Hamilton e Flavin permitindo uma variação estocástica da taxa de juros real. O objetivo era testar a relação de valor presente da restrição orçamentária intertemporal, sugerindo que a política fiscal seria sustentável, numa economia dinamicamente eficiente, se a dívida pública descontada fosse um processo estacionário com média incondicional nula. De modo semelhante, Uctum e Wickens (2000) consideram um fator estocástico de desconto e mostram que uma condição necessária e suficiente para a sustentabilidade é que a razão dívida/PIB descontada seja um processo estacionário com média nula.

A estabilização fiscal em países latino-americanos, especialmente o Brasil, recebeu muita atenção durante a última década. Neste sentido, Issler e Lima (2000) mostram que a sustentabilidade da dívida pública no Brasil de 1947 a 1992 foi alcançada principalmente devido ao uso de receita proveniente da senhoriagem. Após o plano brasileiro de estabilização monetária em 1994, esta fonte de receita desapareceu, levando a autoridade fiscal a propor aumento de impostos (ou corte de despesas) para gerar elevados superávits primários, necessários para garantir a sustentabilidade fiscal.

A necessidade de obter elevados superávits primários gerou um regime de austeridade fiscal acompanhado de um custo maior em termos da diminuição no crescimento do produto e um nível de desemprego mais alto. Por outro lado, as

autoridades fiscais freqüentemente justificam medidas restritivas devido à necessidade de políticas fiscais sustentáveis para evitar um aumento excessivo da dívida e conseqüentes pressões na política monetária. O quão austero deveria ser a política fiscal para garantir a sustentabilidade da dívida pública, minimizando as perdas de produto e emprego? Se um gestor de políticas públicas pudesse responder a esta pergunta, então ele provavelmente geraria superávits primários em um nível compatível com a sustentabilidade fiscal, sem penalizar excessivamente a produção e o emprego.

Neste artigo, tentamos responder à pergunta anterior através de um modelo econométrico recente. Em outras palavras, nós queremos achar o valor mais alto de endividamento público compatível com a sustentabilidade fiscal, usando o chamado modelo quantílico auto-regressivo (QAR) introduzido por Koenker e Xiao (2002, 2004a, 2004b). Nós empregamos a metodologia desenvolvida por Uctum e Wickens (2000), permitindo testar a hipótese de sustentabilidade fiscal, via modelo QAR, com um fator estocástico de desconto, utilizando dados brasileiros da razão dívida/PIB (mais especificamente, a dívida pública federal interna).

No modelo QAR, o coeficiente auto-regressivo pode assumir diferentes valores (possivelmente a unidade) nos diversos quantis do processo de inovação. Algumas formas do modelo QAR podem exibir um comportamento de raiz unitária, mas com episódios ocasionais de reversão à média suficientes para assegurar a estacionariedade. Assim, o modelo QAR pode ser usado para testar a hipótese de assimetria para a dinâmica da dívida brasileira descontada. Também é possível testar a sustentabilidade fiscal global e local, permitindo identificar políticas fiscais (ou trajetórias de dívida) que não são consistentes com a sustentabilidade da dívida pública brasileira.

Em outras palavras, o modelo permite identificar dinâmicas localmente não sustentáveis, que se persistissem indefinidamente violariam a restrição orçamentária intertemporal. O modelo QAR permite identificar a dinâmica da dívida brasileira descontada em diversos quantis. Conseqüentemente, nós podemos prever valores de dívida a serem evitados pelos formuladores da política fiscal interessados em manter a dívida pública num patamar sustentável. Por fim, o método de estimação do modelo QAR não requer uma especificação da distribuição para o processo de inovação, tornando esta abordagem robusta contra modelos mal especificados.

Os nossos resultados indicam que a dívida pública brasileira tem um comportamento assimétrico. As estimativas quantílicas provêm evidências do que nós chamamos de limite (ou teto) de endividamento: a dívida pública brasileira é sustentável para valores abaixo deste limite, tornando-se insustentável quando ultrapassa este teto. Em outras palavras, a política fiscal segue duas dinâmicas diferentes conforme o nível da dívida descontada: (1) para valores abaixo ou iguais ao quarto decil, a política fiscal é sustentável, eliminando-se a possibilidade de déficits orçamentários permanentes; (2) quando dívida pública ultrapassa o quarto decil, a política fiscal mostra-se insustentável, com a razão descontada da dívida/PIB não convergindo para zero no longo prazo. Desta forma, o quarto decil representa o nosso limite de endividamento.

Conseqüentemente, qualquer valor futuro da dívida pública igual ou menor do que o teto de endividamento será suficiente para garantir a sustentabilidade da dívida pública no longo prazo. As autoridades fiscais interessadas em maximizar o produto e o nível de emprego podem utilizar o limite de endividamento como um relevante indicador na condução de suas políticas públicas. Por fim, apesar dos episódios ocasionais em que a dívida pública descontada ultrapassa o limite de

endividamento, os nossos resultados sugerem que a dívida brasileira é globalmente sustentável.

Este estudo está organizado da seguinte forma: a Seção 2 descreve o modelo teórico e a condição de transversalidade a ser testada, a Seção 3 apresenta o modelo econométrico e os respectivos métodos de inferência. Na Seção 4 são apresentados os resultados empíricos, e a Seção 5 resume as principais conclusões.

2 Metodologia

2.1 Modelo Teórico

O arcabouço teórico usado para investigar a sustentabilidade da dívida pública brasileira segue a metodologia de Uctum e Wickens (2000), que estende os resultados de Wilcox (1989) com uma taxa de desconto estocástica, considerando um déficit primário descontado, que pode ser um processo fortemente ou fracamente exógeno. De acordo com os autores, uma condição necessária e suficiente para haver sustentabilidade é que a razão dívida/PIB descontada seja um processo estocástico estacionário com média incondicional nula.

Como ponto de partida, Uctum e Wickens (2000) investigam a restrição orçamentária intertemporal do governo, que pode ser escrita em termos nominais como

$$G_t - T_t + i_t B_{t-1} = \Delta B_t + \Delta M_t = -S_t \quad (1)$$

onde G = gastos do governo, T = impostos, B = dívida do governo no final do período t , M = base monetária, S = superávit fiscal total, i = taxa de juros. Dividindo cada termo da expressão (1) pelo PIB nominal, obtemos a restrição intertemporal em termos reais

$$g_t - \tau_t + (i_t - \pi_t - \eta_t)b_{t-1} = \Delta b_t + \Delta m_t + (\pi_t + \eta_t)m_{t-1} = -s_t \quad (2)$$

As variáveis g , τ , b , m , e s denotam a razão das mencionadas variáveis em relação ao PIB nominal, sendo $\pi_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ e $\eta_t = (Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}$, onde P e Y representam respectivamente o nível de preços e o PIB real. Deste modo, a equação (2) pode ser reescrita como

$$d_t + \rho_t b_{t-1} = \Delta b_t \quad (3)$$

onde $d_t = g_t - \tau_t - \Delta m_t - (\pi_t + \eta_t)m_{t-1}$ representa o déficit primário do governo, em relação ao PIB nominal, e $\rho_t = i_t - \pi_t - \eta_t$ é a taxa real de juros (*ex-post*) ajustada para a taxa de crescimento real do PIB.

De acordo com os autores, se $\rho_t < 0$ para todo t , então a equação (3) torna-se uma equação de diferenças estável, que pode ser resolvida retroativamente (*backwards*), sugerindo que b_t (a razão dívida/PIB descontada) terá um valor finito para qualquer seqüência d_t de déficits primários. Cabe notar que para valores constantes de ρ e d , o valor em estado-estacionário de b será dado por $-d/\rho$.

Por outro lado, se $\rho_t > 0$ para todo t , então a razão dívida/PIB eventualmente explodirá para $d_t > 0$. Assim, são necessários superávits primários para evitar este caso, sendo a equação (3) resolvida para frente (*forwards*) para determinar se a soma dos valores futuros esperados dos superávits é suficiente para sustentar a atual razão dívida/PIB. Além disso, os autores reescrevem (em valores *ex-ante*) a restrição orçamentária do governo para $t+1$, da seguinte forma

$$b_t = E_t[(1 + \rho_{t+1})^{-1}(b_{t+1} - d_{t+1})] \quad (4)$$

onde b_t é conhecido em t , e as expectativas são condicionadas no conjunto de informação em t . A equação (4) é resolvida para frente, resultando na seguinte restrição intertemporal do governo

$$b_t = E_t \delta_{t,n} b_{t+n} - E_t \sum_{i=1}^n \delta_{t,i} d_{t+i} \quad (5)$$

onde $\delta_{t,n} = \int_{s=1}^n (1 + \rho_{t+s})^{-1}$ é o fator real de desconto n períodos à frente, ajustado

pela taxa de crescimento real do PIB. O fator de desconto $\delta_{t,n}$ também pode ser

escrito como $\delta_{t,n} = a_{t+n}/a_t$, onde $a_t = \int_{i=1}^t (1 + \rho_i)^{-1}$.

Os autores normalizam $a_0 = 1$ e definem $X_t = a_t b_t$ e $Z_t = a_t d_t$ como as razões dívida/PIB e déficit primário/PIB, respectivamente, em valores descontados. Deste modo, a equação (5) representa a restrição do governo em valor-presente (RGVP), que pode ser reescrita como

$$a_t b_t = E_t a_{t+n} b_{t+n} - E_t \sum_{i=1}^n a_{t+i} d_{t+i} \quad (6)$$

ou ainda

$$X_t = E_t X_{t+n} - E_t \sum_{i=1}^n Z_{t+i} \quad (7)$$

A restrição orçamentária do governo para um período, dada pela expressão (3), também pode ser escrita em termos descontados, da seguinte forma

$$b_{t-1} = (1 + \rho_t)^{-1} (b_t - d_t) = (a_t/a_{t-1}) (b_t - d_t) \quad (8)$$

$$\therefore X_{t-1} = a_{t-1} b_{t-1} = a_t b_t - a_t d_t = X_t - Z_t \therefore Z_t = \Delta X_t \quad (9)$$

Conseqüentemente, a equação (4) pode ser expressa por

$$X_t = E_t (X_{t+1} - Z_{t+1}) \quad (10)$$

2.2 Sustentabilidade para Horizonte Infinito

De acordo com Uctum e Wickens (2000), uma condição necessária e suficiente para haver sustentabilidade é verificada quando n vai para infinito e o valor esperado descontado da razão dívida/PIB converge para zero. Esta condição

normalmente é conhecida na literatura como condição de transversalidade (ou condição de não haver Jogo de Ponzi), que pode ser expressa por

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t X_{t+n} = 0 \quad (11)$$

Desta forma, a razão dívida/PIB corrente é compensada pela soma dos superávits futuros esperados, também expressos como proporção do PIB, resultando na seguinte restrição orçamentária do governo (em termos de valor de presente)

$$b_t = - \lim_{n \rightarrow \infty} E_t \sum_{i=1}^n \delta_{t,i} d_{t+i} \quad (12)$$

ou

$$X_t = - \lim_{n \rightarrow \infty} E_t \sum_{i=1}^n Z_{t+i} \quad (13)$$

Uctum e Wickens (2000) mostram que uma condição necessária e suficiente para valer a restrição intertemporal do governo, resumida na equação (13), é que a razão dívida/PIB descontada seja um processo estacionário com média nula. Deste modo, se a política fiscal é atualmente (localmente) insustentável, então deverá ser mudada no futuro para garantir a sustentabilidade global da dívida. Além disso, a condição de transversalidade exige que a razão dívida/PIB descontada convirja para zero.

Um ponto de partida para investigar esta condição surge de uma análise gráfica da série temporal da dívida pública descontada, que deveria apresentar um comportamento decrescente ao longo do período amostral. Neste artigo, nós realizamos um teste formal de sustentabilidade da dívida pública brasileira, investigando a validade da condição de transversalidade, através de um modelo Quantílico Auto-Regressivo (QAR), apresentado em detalhes na próxima seção.

3 Modelo Econométrico

Nós investigamos a presença de comportamento assimétrico na dívida descontada através do modelo Quantílico Auto-Regressivo introduzido por Koenker e Xiao (2002, 2004a, 2004b). Trata-se de um modelo de séries temporais com coeficientes aleatórios, cujos parâmetros auto-regressivos são funcionalmente dependentes e podem variar nos quantis $\tau \in (0, 1)$. Este arcabouço pode indicar a existência de um comportamento assimétrico da dívida pública brasileira, permitindo testar a hipótese nula de uma dinâmica simétrica.

Podemos ainda testar a sustentabilidade global e local, onde sustentabilidade global se refere a um conjunto de quantis, enquanto que sustentabilidade local diz respeito ao comportamento da dívida pública num quantil fixo. A análise local nos permite identificar políticas fiscais (ou trajetórias da dívida pública) não consistentes com a sustentabilidade, no sentido de que se estas dinâmicas persistissem indefinidamente, haveria violação da restrição orçamentária intertemporal.

3.1 O Modelo Quantílico Auto-Regressivo (QAR)

Seja $\{U_t\}$ uma seqüência iid de variáveis aleatórias com distribuição uniforme padrão, e considere o seguinte processo auto-regressivo de ordem p

$$y_t = \theta_0(U_t) + \theta_1(U_t)y_{t-1} + \dots + \theta_p(U_t)y_{t-p} \quad (14)$$

Onde θ_j representa uma função desconhecida $[0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ a ser estimada. A equação (14) representa um modelo QAR(p), que pode ser reformulado para uma notação mais comum de coeficientes aleatórios

$$y_t = \mu_0 + \beta_{1,t}y_{t-1} + \dots + \beta_{p,t}y_{t-p} + u_t \quad (15)$$

onde

$$\begin{aligned}\mu_0 &= E\theta_0(U_t) \\ u_t &= \theta_0(U_t) - \mu_0 \\ \beta_{j,t} &= \theta_j(U_t), \quad j = 1, \dots, p\end{aligned}$$

Assim, $\{u_t\}$ é uma seqüência iid de variáveis aleatórias com distribuição $F(\cdot) = \theta_0^{-1}(\cdot + \mu_0)$, e os coeficientes $\beta_{j,t}$ são funções da inovação u_t . Conforme apresentado na Seção 2, o nosso conceito de sustentabilidade envolve uma análise da média incondicional de y_t . Koenker e Xiao (2004b) apresentam uma formulação analítica da média incondicional de y_t , ou seja, os autores mostram que se a série temporal de y_t , dada pela expressão (15), for estacionária e satisfizer um teorema de limite central, então temos que

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n (y_t - \mu_y) \Rightarrow N(0, \omega_y^2)$$

onde

$$\begin{aligned}\mu_y &= \frac{\mu_0}{1 - \sum_{j=1}^p \beta_j} \\ \omega_y^2 &= \lim \frac{1}{n} E \left[\sum_{t=1}^n (y_t - \mu_y) \right]^2 \\ \beta_j &= E(\beta_{j,t}), \quad j = 1, \dots, p\end{aligned}$$

Assim, a média incondicional de y_t , denominada μ_y , será igual a zero quando $E\theta_0(U_t) = \mu_0 = 0$. O modelo QAR(p) pode desempenhar um papel fundamental no campo da estacionariedade clássica de séries temporais e suas respectivas hipóteses alternativas de raiz unitária. Considere, por exemplo, o seguinte caso QAR(1)

$$y_t = \beta_{1,t} y_{t-1} + u_t$$

com $\beta_{1,t} = \theta_1(U_t) = \min\{\gamma_0 + \gamma_1 U_t, 1\} \leq 1$ onde $\gamma_0 \in (0, 1)$ e $\gamma_1 > 0$.

Neste caso, se $U_t > \frac{(1-\gamma_0)}{\gamma_1}$ então y_t será gerado de acordo com o modelo de raiz unitária, mas para realizações menores de U_t existe uma tendência de reversão à média. Assim, o modelo apresenta uma dinâmica de persistência assimétrica, no sentido de que seqüências de inovações positivas tendem a reforçar o comportamento de raiz unitária, enquanto que realizações negativas induzem reversão à média e reduzem a persistência do processo. Então, é possível existir não estacionariedade local em séries de tempo globalmente estacionárias.

Uma forma alternativa do modelo (15) extensamente utilizada em aplicações econômicas é a representação ADF (augmented Dickey-Fuller)

$$y_t = \mu_0 + \alpha_{1,t} y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j+1,t} \Delta y_{t-j} + u_t \quad (16)$$

onde, conforme (14) temos

$$\begin{aligned} \alpha_{1,t} &= \sum_{s=1}^p \beta_{s,t} \\ \alpha_{j+1,t} &= - \sum_{s=j+1}^p \beta_{s,t}, \quad j = 2, \dots, p \end{aligned}$$

Neste modelo, o coeficiente auto-regressivo $\alpha_{1,t}$ desempenha um papel importante medindo a persistência em séries de tempo econômicas e financeiras. Sob condições usuais, se $\alpha_{1,t} = 1$, então y_t contém uma raiz unitária e é persistente; e se $|\alpha_{1,t}| < 1$, então y_t é estacionário. Note que as equações (14), (15) e (16) são representações equivalentes de nosso modelo econométrico. Cada representação será convenientemente utilizada na análise de inferência apresentada na próxima seção.

3.2 Estimação

Dado que o lado direito da equação (14) é monotonamente crescente em U_t , temos que a τ -ésima função quantílica de y_t pode ser escrita como

$$Q_{y_t}(\tau \mid y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau) y_{t-1} + \dots + \theta_p(\tau) y_{t-p} \quad (17)$$

ou na forma compacta

$$Q_{y_t}(\tau \mid y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = x_t^T \theta(\tau)$$

onde $x_t^T = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})^T$. A transição de (14) para (17) é uma consequência imediata do fato que para qualquer função monotonamente crescente g , e uma variável aleatória com distribuição uniforme padrão U , temos que

$$Q_{g(U)}(\tau) = g(Q_U(\tau)) = g(\tau)$$

onde $Q_U(\tau) = \tau$ é a função quantílica de U_t . Analogamente à estimação quantílica, a estimação quantílica auto-regressiva envolve a solução do problema

$$\min_{\{\theta \in R^{p+1}\}} \sum_{t=1}^n \rho_\tau(y_t - x_t^T \theta) \quad (18)$$

onde ρ_τ é definido em Koenker e Bassett (1978) por

$$\rho_\tau(u) = \begin{cases} \tau u, & u \geq 0 \\ (\tau - 1) u, & u < 0 \end{cases}$$

O método de regressão quantílica é robusto à hipótese de distribuição, uma propriedade inerente à robustez de amostras quantílicas. Como resultado, os coeficientes estimados com esta técnica são menos sensíveis a observações de *outlier* do que no método de mínimos quadrados ordinários (MQO), por exemplo. Esta superioridade em relação ao método MQO é comum a qualquer estimador do tipo M.

3.3 Testes de Hipótese

3.3.1 Escolha da Ordem Auto-Regressiva

A equação (15) representa um modelo quantílico auto-regressivo de ordem p . Nesta subseção, discutiremos como escolher a ordem ótima p de defasagem. Seguindo Koenker e Machado (1999), a hipótese nula de exclusão da p -ésima variável de controle é dada por

$$H_0 : \theta_p(\tau) = 0, \text{ para todo } \tau \in T \quad (19)$$

para algum conjunto índice $T \subset (0, 1)$. Seja $\hat{\theta}(\tau)$ o argumento que minimiza

$$\hat{V}(\tau) = \min_{\{\theta \in \mathbb{R}^{p+1}\}} \sum \rho_\tau(y_t - x_t^T \theta)$$

onde $x_t^T = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})^T$, e $\tilde{\theta}(\tau)$ representa o argumento que minimiza o problema restrito (sem a p -ésima variável auto-regressiva)

$$\tilde{V}(\tau) = \min_{\{\theta \in \mathbb{R}^p\}} \sum \rho_\tau(y_t - x_{1t}^T \theta)$$

onde $x_{1t}^T = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-(p-1)})^T$. Assim, $\hat{\theta}(\tau)$ e $\tilde{\theta}(\tau)$ representam as estimações quantílicas dos modelos irrestrito e restrito, respectivamente. Koenker e Machado (1999) argumentam que é possível testar a hipótese nula (19) da seguinte forma: suponha que o $\{u_t\}$ é um processo iid, mas retirado de alguma distribuição F , satisfazendo algumas condições de regularidade. A estatística LR (*Likelihood Ratio*) num dado quantil pode ser escrita como

$$L_n(\tau) = \frac{2 \left(\tilde{V}(\tau) - \hat{V}(\tau) \right)}{\tau(1-\tau)s(\tau)} \quad (20)$$

onde $s(\tau)$ é a denominada “*sparsity function*” dada por

$$s(\tau) = \frac{1}{f(F^{-1}(\tau))}$$

A função $s(\tau)$, também conhecida como função de densidade quantílica, desempenha o papel do parâmetro de estorvo (*nuisance parameter*). Nosso objetivo é conduzir um teste conjunto sobre a significância do p -ésimo coeficiente auto-regressivo em relação a um conjunto T de quantis (e não somente a um quantil fixo). Koenker e Machado (1999) sugerem utilizar uma estatística tipo Kolmogorov-Smirnov para o teste conjunto

$$\sup_{\tau \in T} L_n(\tau)$$

argumentando que, sob a hipótese nula (19), temos

$$\sup_{\tau \in T} L_n(\tau) \rightsquigarrow \sup_{\tau \in T} Q_1^2(\tau)$$

onde $Q_1(\cdot)$ é um processo de Bessel de ordem 1. Os valores críticos para $\sup Q_q^2(\cdot)$ são extensivamente tabelados em Andrews (1993).

3.3.2 Sustentabilidade Local

O conceito de sustentabilidade local é importante para identificar dinâmicas (ou políticas fiscais) compatíveis ou não com a sustentabilidade da dívida pública. A análise da dinâmica fiscal local é de suma importância quando estamos interessados em saber o que aconteceria na sustentabilidade de longo prazo, caso alguma dinâmica local pudesse persistir indefinidamente.

3.3.2.a Estacionariedade Local

Nesta subseção investigamos o comportamento local de raiz unitária. Como mencionamos anteriormente, o comportamento local pode ser analisado num arcabouço QAR(p). A hipótese de raiz unitária local na representação ADF pode ser expressa por

$$H_0 : \alpha_1(\tau) = 1, \text{ para um quantil fixo } \tau \in (0, 1)$$

Em relação a testes de estacionariedade local, Koenker e Xiao (2004b) propõem um teste semelhante ao teste ADF, através da estatística t_n

$$t_n(\tau) = \frac{\widehat{f(F^{-1}(\tau))}}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y_{-1} P_X Y_{-1})^{\frac{1}{2}} (\widehat{\alpha}_1(\tau) - 1)$$

Onde $\widehat{f(F^{-1}(\tau))}$ é um estimador consistente de $f(F^{-1}(\tau))$, sendo Y_{-1} um vetor de variáveis dependentes defasadas (y_{t-1}) , e P_X é a matriz de projeção no espaço ortogonal à $X = (1, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p+1})$. Koenker e Xiao (2004b) mostram que a distribuição limite de $t_n(\tau)$ pode ser escrita como

$$t_n(\tau) \Rightarrow \delta \left(\int_0^1 \underline{W}_1^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \int_0^1 \underline{W}_1 dW_1 + \sqrt{1-\delta^2} N(0, 1)$$

onde $\underline{W}_1(r) = W_1(r) - \int_0^1 W_1(s) ds$, sendo $W_1(r)$ um Movimento Browniano padrão. Assim, a distribuição limite de $t_n(\tau)$ não é padrão e depende do parâmetro δ dado por

$$\delta = \delta(\tau) = \frac{\sigma_{\omega\psi}(\tau)}{\sigma_{\omega}^2}$$

e pode ser consistentemente estimada (vide Koenker e Xiao, 2004b, para maiores detalhes). Os valores críticos para $t_n(\tau)$ são apresentados em Hansen (1995, página 1155) para valores de δ^2 em passos de 0.1. Para valores intermediários de δ^2 , Hansen sugere utilizar uma técnica de interpolação.

3.3.2.b Coeficiente do Intercepto

Caso o processo estocástico da dívida descontada seja localmente estacionário e a hipótese nula de não haver intercepto local seja verdadeira, então, podemos dizer que a dívida pública é localmente sustentável. Em outras palavras, se a política fiscal num quantil fixo persistir indefinidamente, então a dívida pública convergirá para zero, significando que a condição RGVP é satisfeita localmente. Novamente seguimos Koenker e Machado (1999) para testar se o intercepto quantílico é igual à zero. Vamos considerar a representação do modelo dada pela equação (16). Seja $\hat{\theta}(\tau)$ o argumento que minimiza

$$\hat{V}(\tau) = \min_{\{\theta \in \mathbb{R}^{p+1}\}} \sum \rho_{\tau}(y_t - x_t^T \theta)$$

onde $x_t^T = (1, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p+1})^T$, e $\tilde{\theta}(\tau)$ representa o argumento que minimiza o problema restrito (sem o intercepto)

$$\tilde{V}(\tau) = \min_{\{\theta \in \mathbb{R}^p\}} \sum \rho_{\tau}(y_t - x_{1t}^T \theta)$$

onde $x_{1t}^T = (y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p+1})^T$. Assim, $\hat{\theta}(\tau)$ e $\tilde{\theta}(\tau)$ representam novamente as estimações dos modelos irrestrito e restrito, respectivamente. Adaptando ligeiramente o argumento de Koenker e Bassett (1982), podemos mostrar que sob H_0 temos que $L_n(\tau)$ segue assintoticamente uma distribuição χ_q^2 , onde q é o número de variáveis excluídas no modelo restrito. Dado que apenas excluímos somente um termo (o intercepto), o nosso valor crítico pode ser obtido de uma tabela Chi-quadrada com um grau de liberdade ($q=1$).

3.3.3 Sustentabilidade Global

O conceito de sustentabilidade global diz que episódios de desequilíbrios fiscais, resultados de políticas não compatíveis com a sustentabilidade de longo prazo, devem ser compensados por períodos de responsabilidade fiscal, de forma que a condição RGVP possa valer no longo prazo. A seguir, apresentamos testes de estacionariedade global e média incondicional zero.

3.3.3.a Estacionariedade Global

Uma forma de testar a existência de raiz unitária consiste em examinar esta propriedade numa faixa de quantis $\tau \in T$, ao invés de analisar somente um determinado quantil. Assim, podemos construir uma estatística de teste tipo Kolmogorov-Smirnov (KS) baseada no processo quantílico para $\tau \in T$. Koenker e Xiao (2004b) consideram $\tau \in T = [\tau_0, 1 - \tau_0]$ para algum $\tau_0 > 0$, propondo a seguinte estatística para testar a hipótese nula de raiz unitária

$$QKS = \sup_{\tau \in T} |U_n(\tau)| \quad (21)$$

onde $U_n(\tau)$ é uma estatística baseada nos coeficientes, dada por

$$U_n(\tau) = n(\hat{\alpha}_1(\tau) - 1)$$

Koenker e Xiao (2004b) sugerem aproximar a distribuição limite da expressão (21), sob a hipótese nula, através da técnica de *bootstrap* auto-regressivo (ARB). Neste artigo, aproximaremos a distribuição sob H_0 através do método *residual based block bootstrap* (RBB). As vantagens da técnica RBB sobre o método ARB são apresentadas em Lima e Sampaio (2005).

3.3.3.b Teste de Média Incondicional

Com o objetivo de testar se a média incondicional do processo estocástico analisado é zero, lembramos que as seguintes hipóteses nula são equivalentes

$$\begin{aligned} H_0 &: \mu_y = 0 \\ H'_0 &: \mu_0 = 0 \end{aligned}$$

Considere o processo quantílico auto-regressivo de ordem p , dado por

$$\begin{aligned} y_t &= \theta_0(U_t) + \theta_1(U_t)y_{t-1} + \dots + \theta_p(U_t)y_{t-p} \\ &= \mu_0 + \beta_{1,t}y_{t-1} + \dots + \beta_{p,t}y_{t-p} + u_t \end{aligned}$$

onde $u_t = \theta_0(U_t) - \mu_0$.

Cabe notar que a τ -ésima função quantílica condicional de y_t é dada por

$$Q_{y_t}(\tau | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau)y_{t-1} + \dots + \theta_p(\tau)y_{t-p}$$

e não nos permite identificar o coeficiente do intercepto μ_0 , dado que $Q_u(\tau) = \theta_0(\tau) - \mu_0$, onde $\tau = Q_U(\tau)$ é a função quantílica de U .

Assim, uma tentativa natural seria ignorar a existência do comportamento assimétrico dinâmico e estimar uma regressão simétrica (num modelo de coeficientes constantes).

$$y_t = \mu_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + v_t \quad (22)$$

A hipótese nula H'_0 poderia ser testada usando a estatística t convencional

$$t = \frac{\widehat{\mu_0}}{\widehat{SE(\mu_0)}}$$

Porém, omitindo-se o comportamento assimétrico, o novo termo de erro v_t não é mais uma seqüência iid, ou seja,

$$v_t = (\beta_{1,t} - \beta_1)y_{t-1} + \dots + (\beta_{p,t} - \beta_p)y_{t-p} + u_t$$

invalidando o teste tipo t convencional. Para contornar este problema, decidimos testar diretamente a hipótese nula $H_0 : \mu_y = 0$ utilizando o método de reamostragem para dependência de dados, desenvolvido por Carlstein (1986), chamado *Nonoverlapping Block Bootstrap* (NBB). A característica fundamental deste método de *bootstrap* é que a regra de seleção de blocos é baseada em segmentos de dados não sobrepostos, permitindo simular a dependência fraca dos dados na série original y_t . Para maiores detalhes sobre as técnicas de *bootstrap* RBB e NBB ver Lima e Sampaio (2005).

4. Resultados Empíricos

4.1 Base de Dados

A metodologia apresentada neste trabalho é utilizada para analisar a dívida pública federal interna brasileira. Todos os dados são trimestrais e foram obtidos do Banco Central de Brasil (BCB), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Nossa amostra abrange o período 1976-I a 2005-I (num total de 117 observações). A dívida não descontada representa a série "Dívida Mobiliária Interna Federal fora do Banco Central", em percentagem do PIB.

Segundo Rocha (1997), nós conduzimos uma análise de sustentabilidade apenas para a dívida federal interna, dado que a sustentabilidade da dívida externa será garantida através de superávits na conta corrente, e não por superávits fiscais ou senhoriagem. Além disso, a dívida interna responde atualmente por mais de 90% da dívida líquida do setor público: a dívida mobiliária interna federal em poder do público (em março/2005) atingiu o montante de R\$ 874 bilhões, enquanto que a dívida líquida do setor público era da ordem de R\$ 966 bilhões. Por outro lado,

apesar da razão dívida/PIB (especificamente a dívida federal interna/PIB) não apresentar um valor excessivamente elevado, em comparação com economias desenvolvidas, o seu acentuado aumento no decorrer da última década é no mínimo preocupante para um país emergente como o Brasil.

A dívida pública descontada é calculada através da multiplicação da série de dívida não descontada pelo fator estocástico de desconto. Bohn (2004) menciona que a razão dívida/PIB sugere uma “perspectiva mais benigna” de política fiscal do que as séries de dívida nominal e real. Em um estudo recente, Garcia e Rigobon (2004) também investigam a sustentabilidade da razão dívida/PIB.

O fator estocástico de desconto a_t , como previamente mencionado no modelo teórico, é gerado a partir de ρ_t (a taxa de juros real *ex-post* ajustada pela taxa de crescimento real do PIB), que depende da inflação, da taxa de juros nominal e da taxa de crescimento real do PIB. A taxa de inflação π_t , por sua vez, é medida através do índice geral de preços (IGP-DI), e a taxa de juros nominal i_t é dada pela taxa de juros over/Selic.

No tocante à taxa de crescimento real do PIB η_t , dado que os dados disponíveis são publicados somente em valores anuais, nós construímos uma série trimestral desta taxa baseada no PIB trimestral publicado pelo IBGE, ajustado sazonalmente pelos métodos MA(12), seguindo Garcia e Rigobon (2004), e X11. Como os resultados destas duas técnicas são muito parecidos, nós reportamos apenas os resultados do ajuste MA(12).

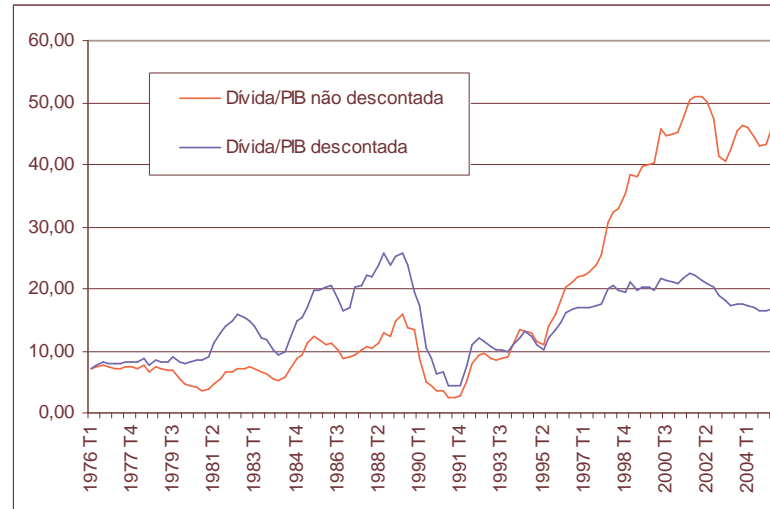
$$a_t = \prod_{i=0}^{t-1} \frac{1}{(1 + \rho_i)} ; a_0 = 1 \quad (23)$$

$$(1 + \rho_t) = \frac{(1 + i_t)}{(1 + \pi_t)(1 + \eta_t)} \quad (24)$$

Conforme Uctum e Wickens (2000), há dois principais tópicos a serem discutidos no uso de dados de dívida do governo: considerar a dívida com valor de mercado ou com valor de face, e como medir a taxa de desconto. De acordo com Giambiagi e Ronci (2004), a análise ideal deveria considerar uma taxa de juros real líquida de impostos, o que seria uma árdua tarefa dado o limitado conjunto de informações. Uctum e Wickens (2000), por sua vez, argumentam que a correta investigação da restrição orçamentária do governo requer o uso do valor de mercado da dívida. Porém, este valor normalmente não está disponível, e a dívida geralmente é expressa em valor de face. No entanto, uma estimativa do valor de mercado da dívida pode ser obtida multiplicando-se o valor de face pelo preço implícito de mercado $1/(1+\rho_t)$, onde ρ_t representa a taxa de juros da dívida.

Alguns estudos sobre sustentabilidade da dívida pública brasileira, tais como Pastore (1995), Rocha (1997) e Giambiagi e Ronci (2004), utilizam o valor de face, enquanto que Luporini (2000) considera o valor de mercado. No nosso caso, a análise será conduzida com a dívida em valor de face, dado que estas duas séries, em nosso período amostral, são muito semelhantes.

Figura 1 - Dívida Federal Brasileira (% PIB)



Nota: Dívida/PIB não descontada corresponde à dívida interna federal fora do BACEN, em percentagem de PIB.

4.2 Escolha da Ordem Auto-Regressiva

A escolha da ordem auto-regressiva do modelo QAR(p), dado pela expressão (15), é feita utilizando-se um teste tipo Kolmogorov-Smirnov baseado numa estatística LR. Inicialmente, estimamos a regressão quantílica abaixo com $p_{\max} = 3$

$$Q_{y_t}(\tau | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau) y_{t-1} + \theta_2(\tau) y_{t-2} + \theta_3(\tau) y_{t-3}$$

sendo o conjunto de índices utilizado dado por $T=[0.1,0.9]$ com passos de 0.05. Em seguida, testamos se o coeficiente de terceira ordem é significativo, i.e., testamos a seguinte hipótese nula

$$H_0 : \theta_3(\tau) = 0, \quad \text{para todo } \tau \in T$$

Os resultados são apresentados na Tabela 1, com valores críticos extraídos de Andrews (1993). Podemos concluir que a variável auto-regressiva de terceira ordem pode ser excluída do nosso modelo econométrico.

Tabela 1 - Escolha da Ordem Auto-Regressiva

Variável excluída	$\sup_{\tau \in T} L_n(\tau)$	Valor crítico (5%)	Valor crítico (10%)	H_0	Resultado
y_{t-3}	3.989623	9.31	7.36	$\theta_3(\tau) = 0$	não rejeita
y_{t-2}	23.79831	9.31	7.36	$\theta_2(\tau) = 0$	rejeita a 5%

Considerando que a terceira ordem não é relevante, procedemos à análise da variável de segunda ordem, através da seguinte hipótese nula

$$H_0 : \theta_2(\tau) = 0, \quad \text{para todo } \tau \in T$$

cujos resultados também são apresentados na Tabela 1. De fato, verificamos que a segunda variável auto-regressiva não pode ser excluída. Assim, a escolha ótima da ordem auto-regressiva sugere $p=2$, sendo esta ordem utilizada na estimação subsequente e nos demais testes de hipótese apresentados neste trabalho. Em resumo, o nosso modelo econométrico será dado por

$$y_t = \mu_0 + \beta_{1,t}y_{t-1} + \beta_{2,t}y_{t-2} + u_t$$

cujas respectiva formulação ADF pode ser expressa como

$$y_t = \mu_0 + \alpha_{1,t}y_{t-1} + \alpha_{2,t}\Delta y_{t-1} + u_t$$

A seguinte função quantílica condicional de y_t pode ser construída a partir do modelo econométrico acima e sua respectiva formulação ADF

$$Q_{y_t}(\tau \mid y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \beta_1(\tau)y_{t-1} + \beta_2(\tau)y_{t-2}$$

$$Q_{y_t}(\tau \mid y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \theta_0(\tau) + \alpha_1(\tau)y_{t-1} + \alpha_2(\tau)\Delta y_{t-1}$$

Cabe notar que os resultados apresentados na Tabela 1 fornecem evidência estatística de que a variável auto-regressiva de segunda ordem não pode ser excluída do modelo.

4.3 Sustentabilidade Local

Com o intuito de obter uma descrição detalhada da dinâmica da dívida pública descontada devemos examinar o comportamento de raiz unitária nos diversos quantis do modelo QAR(p), através do teste tipo t dado por $t_n(\tau)$. A Tabela 2 contém os principais resultados, sendo que na segunda coluna apresentamos a estimativa do termo auto-regressivo em cada decil. Cabe notar que $\hat{\alpha}_1(\tau)$ é próximo da unidade nos quantis mais altos, indicando que a dívida brasileira descontada se aproxima da não estacionariedade nestes casos.

Tabela 2 - Teste de Estacionariedade Local

τ	$\hat{\alpha}_1(\tau)$	$t_n(\tau)$	δ^2	H_0 : $\hat{\alpha}_1(\tau) = 1$
0.10	0.8976235	-5.64370014	0.12338216	rejeita
0.20	0.9491081	-4.50622277	0.09245611	rejeita
0.30	0.9593314	-5.40694564	0.28034278	rejeita
0.40	0.9597844	-6.07778447	0.16280786	rejeita
0.50	0.9608702	-5.78026461	0.13264691	rejeita
0.60	0.9619286	-6.90183064	0.19937313	rejeita
0.70	0.9639751	-3.64129277	0.18691883	rejeita
0.80	0.9854854	-0.96602846	0.04007214	não rejeita
0.90	1.0122276	0.68933001	0.02279413	não rejeita

Os resultados, de forma geral, rejeitam $H_0 : \alpha_1(\tau) = 1$ contra a hipótese alternativa $H_1 : \alpha_1(\tau) < 1$. Os valores críticos foram obtidos por interpolação dos valores críticos de Hansen (1995, página 1155). No entanto, cabe observar que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada nos maiores quantis.

A Tabela 3 apresenta os resultados para o teste de média incondicional nula. A terceira coluna informa a estatística LR, que deve ser comparada a 3.84 para efetuarmos um teste de distribuição χ^2_1 com nível de significância de 5%. Podemos notar que a hipótese nula $H_0 : \theta_0(\tau) = 0$ não pode ser rejeitada para quantis abaixo

da mediana. Nos quantis mais altos, a condição de coeficiente do intercepto nulo é rejeitada.

Tabela 3 - Teste de Média Incondicional Nula

τ	$\hat{\theta}_0(\tau)$	$L_n(\tau)$	H_0 : $\theta_0(\tau) = 0$
0.10	-0.0431	0.0163	não rejeita
0.20	0.1173	0.0901	não rejeita
0.30	0.1488	0.4806	não rejeita
0.40	0.4041	2.0496	não rejeita
0.50	0.6308	4.4272	rejeita a 5%
0.60	1.0026	8.1520	rejeita a 5%
0.70	1.1003	8.1334	rejeita a 5%
0.80	1.1334	4.7886	rejeita a 5%
0.90	1.5834	8.1626	rejeita a 5%

Nota: A estatística $L_n(\tau)$ deve ser comparada a 3.84

(Chi-quadrada com um grau de liberdade e 5% de significância).

Tabela 4 – Resumo dos resultados do teste de Sustentabilidade Local

τ	Estacionariedade	Média Incondicional Nula	Sustentabilidade
0.10	Ok	Ok	Ok
0.20	Ok	Ok	Ok
0.30	Ok	Ok	Ok
0.40	Ok	Ok	Ok
0.50	Ok	-	-
0.60	Ok	-	-
0.70	Ok	-	-
0.80	-	-	-
0.90	-	-	-

Como previamente observado, a sustentabilidade da dívida pública no longo prazo requer que a série da dívida descontada seja estacionária e satisfaça a condição de coeficiente do intercepto nulo. Quando combinamos (na Tabela 4) os resultados obtidos nas Tabelas 2 e 3, concluímos que a dívida pública brasileira descontada possui o seguinte comportamento assimétrico:

1) nos quantis inferiores (0.10 a 0.40) a série de dívida descontada é estacionária e satisfaz a condição de coeficiente do intercepto, indicando uma dinâmica sustentável;

2) para quantis intermediários (0.50 a 0.70) a dívida pública descontada é estacionária, mas não converge para zero (média incondicional diferente de zero), e assim segue uma trajetória insustentável;

3) nos quantis superiores (acima de 0.70) a dívida pública descontada não é sequer estacionária.

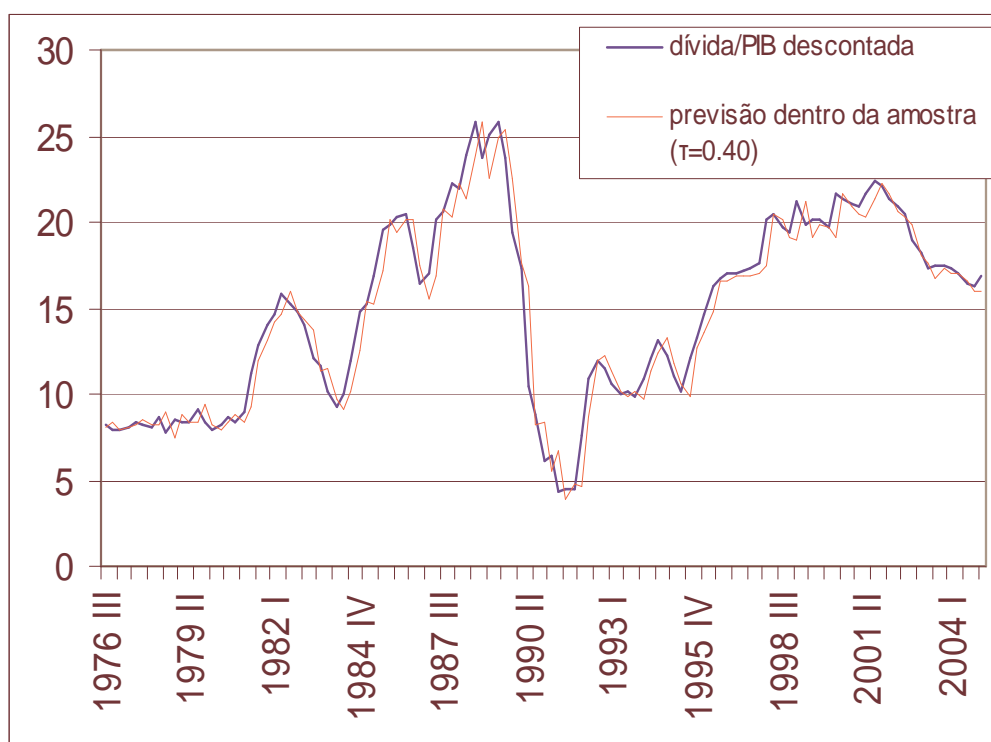
Desta forma, os resultados apresentados sugerem que para valores elevados da dívida pública a condição de transversalidade estaria sendo violada. Portanto, o quarto decil pode ser interpretado como o limite de sustentabilidade para a dívida pública brasileira descontada, no sentido de que se a autoridade fiscal quiser evitar trajetórias não sustentáveis da dívida, deverá manter o nível da dívida abaixo (ou no máximo igual) ao quarto decil.

Além disso, se o governo quiser minimizar a perda de produto e emprego, ele deve estipular o nível mais alto de endividamento público sustentável, devendo objetivar, portanto, o limite de endividamento proposto, e não valores abaixo deste. Ou seja, valores abaixo do limite de endividamento também correspondem a políticas fiscais sustentáveis, mas podem ser muito baixos para estimular o nível de produto e emprego.

A seguir, utilizamos o modelo QAR para fazer previsões dentro da amostra da dívida pública descontada para $\tau = 0.4$. Em outras palavras, queremos calcular a trajetória sustentável superior para identificar alguns episódios durante os quais a dívida pública ultrapassou o limite de endividamento. A Figura 2 apresenta a

previsão dentro da amostra para o quarto decil condicional da dívida pública descontada.

Figura 2 - Previsão dentro da amostra (razão dívida/PIB descontada)



Nota: A previsão dentro da amostra condicional ao quarto decil é dada

pela formulação ADF $y_t(0.4) = \hat{\alpha}_0(0.4) + \hat{\alpha}_1(0.4) y_{t-1} + \hat{\alpha}_2(0.4) \Delta y_{t-1}$

A figura anterior apresenta alguns períodos em que a razão dívida/PIB descontada é maior do que o quantil condicional 0.4. Estes episódios são ocasionados por choques externos, tais como os choques do petróleo dos anos setenta, e a sucessão de crises financeiras dos anos noventa. No cenário doméstico, alguns choques macroeconômicos recentes, tais como a flutuação da taxa de câmbio em 1999, e a incerteza política relacionada às eleições presidenciais de 2002, também são eventos ligados a períodos de não sustentabilidade local da dívida pública brasileira.

Tabela 5 - Trimestres onde a dívida pública descontada foi superior à previsão dentro da amostra (0.4 quantil condicional)

Período	nº de trimestres	nº total de trimestres	Percentual do período
Fim do Regime Militar (1976-1984)	18	34	53%
Nova República (1985-2005)	49	81	60%
1º Governo FHC (1995-1998)	12	16	75%
2º Governo FHC (1999-2002)	10	16	62%
Governo Lula (2003-2005)	7	9	78%
Amostra Total (1976-2005)	67	115	58%

Em relação ao primeiro governo FHC (1995-1998), cabe mencionar que o rápido crescimento da razão dívida/PIB deve-se a vários fatores, tais como o reconhecimento de passivos (esqueletos) da ordem de 10% do PIB, e a significativa depreciação do Real desde 1999. Apesar de elevar substancialmente a dívida pública interna, o reconhecimento de diversos “esqueletos” melhorou as estatísticas oficiais, provendo maior transparência e credibilidade à gestão da dívida pública brasileira.

Mais recentemente, no tocante à administração Lula, cabe notar que, apesar do esforço fiscal de elevados superávits primários para manter a dívida descontada numa trajetória sustentável, a maior parte das observações ultrapassa o limite de endividamento dado pelo quarto decil (vide tabela 5). Portanto, nossos resultados indicam que a política fiscal em vigor desde o início do governo Lula não tem sido austera o suficiente para assegurar a sustentabilidade fiscal de longo prazo. Esta evidência de não sustentabilidade local, acompanhada dos recentes escândalos políticos, deveria servir de alerta para a autoridade fiscal brasileira a fim de evitar a possibilidade de não sustentabilidade da dívida pública no longo prazo.

A seguir, propomos uma medida de endividamento baseada na previsão fora da amostra do quarto decil. Assim como no regime de metas de inflação, acreditamos que a autoridade fiscal possa utilizar tal previsão como um instrumento de orientação para políticas monetárias e fiscais. Conseqüentemente, esta medida fora da amostra, denominada limite de endividamento, serve como um indicador para guiar as autoridades fiscais na tarefa de manter a dívida pública numa trajetória sustentável.

Dado que o nosso período amostral termina no primeiro trimestre de 2005, nós computamos um limite de endividamento fora da amostra do período 2005-II até 2006-IV. Em nossa análise, o quarto decil é a trajetória superior que satisfaz a condição de transversalidade no longo prazo.

As previsões foram realizadas com base na formulação ADF $y_t(0.4) = \hat{\alpha}_0(0.4) + \hat{\alpha}_1(0.4)y_{t-1} + \hat{\alpha}_2(0.4)\Delta y_{t-1}$, resultando nos valores apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Limite de Endividamento Fora da Amostra

Período	Dívida/PIB descontada	Dívida/PIB Não descontada
2005 I	16,83	45,88
2005 II	16,72	45,58
2005 III	16,41	44,75
2005 IV	16,06	43,80
2006 I	15,71	42,83
2006 II	15,37	41,90
2006 III	15,05	41,03
2006 IV	14,74	40,50

O fator estocástico de desconto utilizado para transformar o valor previsto da razão dívida/PIB descontada no valor não descontado é o mesmo usado na última observação da amostra, isto é, 2005-I. Porém, cabe mencionar que existem outros

modos de lidar com valores futuros do fator estocástico de desconto. Por exemplo, poderia ser utilizado o Sistema de Expectativas de Mercado do Banco Central do Brasil para computar as expectativas de inflação, crescimento do PIB e taxa de juros.

Cabe notar que o valor observado da razão dívida/PIB não descontada para 2005-I foi de 45,88%, enquanto que o limite de endividamento para 2006-IV é de 40,50%. Portanto, com o objetivo de manter a dívida pública brasileira numa trajetória sustentável, o governo deveria realizar um esforço fiscal de reduzir a razão dívida/PIB em aproximadamente 5% ao longo dos próximos sete trimestres.

Para incorporar novos choques no modelo, as previsões apresentadas acima devem ser atualizadas periodicamente, tão logo novas observações se tornem disponíveis. Contudo, o exercício apresentado acima ilustra como o modelo quantílico auto-regressivo pode ser utilizado para construir uma medida de endividamento consistente com a sustentabilidade fiscal de longo prazo.

4.4 Sustentabilidade Global

Apesar dos episódios ocasionais em que a razão dívida/PIB descontada ultrapassa o limite de endividamento, existem episódios em que ajustes fiscais compensam os períodos de irresponsabilidade fiscal. Se isto acontece, então, a dívida pública brasileira será globalmente sustentável.

Com o intuito de realizar o teste de estacionariedade global, calculamos as estatísticas QKS (e seus valores críticos) maximizando (18) sobre o conjunto de índices $T=[0.1,0.9]$ com passos de 0.05. Seguindo Lima e Sampaio (2005), os valores críticos foram obtidos através do método *residual-based block bootstrap* recentemente proposto por Paparoditis e Politis (2003). A Tabela 7 apresenta as

estatísticas e valores críticos para oito tamanhos distintos de bloco, b , arbitrariamente escolhidos. Consideramos também 10.000 replicações de *bootstrap*.

Tabela 7 - Teste de Estacionariedade Global

Tamanho do bloco b	QKS	Valor crítico (5%)	Valor crítico (10%)	$H_0: \alpha_1 = 1$
12	13.2753601	14.0261732	11.9415994	rejeita a 10%
14	13.2753601	13.8578960	11.9195563	rejeita a 10%
16	13.2753601	14.6971102	12.1824949	rejeita a 10%
18	13.2753601	14.2410137	12.0069780	rejeita a 10%
20	13.2753601	15.4325526	12.7620155	rejeita a 10%
22	13.2753601	13.7142703	11.3639884	rejeita a 10%
24	13.2753601	12.8470731	11.1215730	rejeita a 5%
26	13.2753601	12.3618034	10.8712769	rejeita a 5%

O ponto fundamental do método RBB de *bootstrap* é a sua habilidade para simular a dependência fraca dos dados que aparece na série original, separando os resíduos em blocos distintos. No nosso caso, há evidência de que a dívida descontada não é um processo de raiz unitária com um nível de significância de 10% para quase todos valores de b (com exceção de $b=24$ e 26, onde se rejeita a hipótese de raiz unitária a 5% de significância). Portanto, os resultados da Tabela 7 sugerem que, pelo menos a 10% de significância, a dívida pública brasileira descontada é globalmente estacionária.

A seguir, testamos a hipótese nula de que o processo estocástico da dívida descontada tem média incondicional zero, $H_0: \mu_y = 0$. Cabe lembrar que testar esta hipótese equivale a testar a seguinte hipótese nula $\mu_0 = E[\theta_0(U_t)] = 0$. Conduzimos um teste tipo t para a média incondicional e utilizamos o método de re-amostragem NBB com 10.000 replicações para computar valores críticos a 5%. A Tabela 8 apresenta a estatística t , sugerindo que a média incondicional do processo auto-regressivo não é estatisticamente diferente de zero. Este resultado associado com o

resultado QKS para estacionariedade global fornece evidências de que a dívida pública brasileira é globalmente sustentável.

Tabela 8 - Teste de Média (Global) Incondicional Nula

Tamanho do bloco b	t	Valor crítico (2.5%)	Valor crítico (97.5%)	Ho: intercepto=0
12	28.9146968	17.8434187	32.8290331	não rejeita a 5%
14	28.9146968	19.5784337	34.5324403	não rejeita a 5%
16	28.9146968	21.2412106	35.5579257	não rejeita a 5%
18	28.9146968	22.7204141	36.7304168	não rejeita a 5%
20	28.9146968	24.1544067	38.4237097	não rejeita a 5%
22	28.9146968	25.4286859	39.7284730	não rejeita a 5%
24	28.9146968	26.7328681	40.4919047	não rejeita a 5%
26	28.9146968	28.0966684	41.7003689	não rejeita a 5%

Nota: número de observação em cada bloco = 6

Em suma, encontramos evidências de que a dívida pública (federal interna) brasileira é globalmente sustentável, apesar dos episódios de não sustentabilidade local em alguns quantis fixos τ . Em outras palavras, os episódios em que a dívida pública descontada ultrapassou o limite de endividamento proposto não persistiram indefinidamente, e foram compensados por outros episódios de elevado ajuste fiscal, tornando a dívida pública sustentável no longo prazo.

Este resultado não é totalmente novo na literatura: Rocha (1997, 2001) estuda a solvência da dívida pública brasileira, testando se o déficit fiscal segue um processo estacionário, e identifica alguns períodos de não sustentabilidade. Luporini (2000) analisa a política fiscal no Brasil após 1965 e também conclui que a dívida pública é globalmente sustentável, apesar de encontrar uma trajetória insustentável após 1981. Issler e Lima (2000), por sua vez, sugerem haver sustentabilidade fiscal no Brasil nos casos onde a senhoriagem é considerada como receita do governo.

Medeiros (2003), por outro lado, investiga a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e conclui que este indicador não é adequado para analisar sustentabilidade. O autor propõe um indicador alternativo, através de uma reestruturação metodológica da DLSP, ajustando seus ativos (tais como o FAT e as reservas internacionais) e passivos (empréstimo compulsório e meio circulante) para melhor refletir a real capacidade de pagamento da dívida. O autor conclui que os resultados fiscais positivos observados após 1999 foram suficientes para sinalizar aos investidores que o governo está comprometido com a solvência do setor público.

Mais recentemente, Giambiagi e Ronci (2004) testam a estacionariedade da dívida pública descontada, mas não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária no período 1995-2002. Garcia e Rigobon (2004) investigam a sustentabilidade da dívida num arcabouço de gerenciamento de risco, e concluem que a dívida pública é sustentável na ausência de risco, embora existam trajetórias não sustentáveis num contexto de risco.

Cabral e Lopes (2004), por sua vez, propõem um *benchmark* para a dívida pública com base em dois modelos complementares: um modelo estocástico de finanças, e um modelo macroestrutural de política monetária para simular trajetórias de variáveis econômicas. Ambos são baseados no conceito de fronteira eficiente de carteiras de dívida, explicitando o *trade-off* entre risco e retorno esperado, e apresentam resultados qualitativamente semelhantes. Segundo os autores, o *benchmark* proposto para a dívida representa uma estrutura ótima de endividamento de longo prazo que nortearia a estratégia de financiamento de curto e médio prazos. Os autores argumentam que diversos países já adotam um *benchmark* tanto estratégico, quanto para medida de performance, mas ainda pouco se discute sobre o processo de convergência para o *benchmark* determinado. Alguns países sugerem

que se formule uma estratégia de financiamento fixa e que se atinja o *benchmark* por meio da contínua adoção desta estratégia. Entretanto, segundo os autores, este provavelmente não seria o caminho ótimo em termos de custo e risco, devendo o *benchmark* sofrer alterações apenas eventuais, já que por hipótese estaria refletindo as relações estruturais da economia e os grandes objetivos da política fiscal.

Em nosso trabalho, confirmamos os resultados apresentados previamente na literatura, através de um modelo econométrico recentemente desenvolvido, e que apresenta inúmeras vantagens sobre técnicas anteriormente utilizadas, dado que o método de estimação do modelo QAR não requer uma especificação da distribuição para o processo de inovação, tornando esta abordagem robusta contra modelos mal especificados. Além disto, esta metodologia nos permite caracterizar a dinâmica da dívida pública e construir uma medida limite de endividamento, ou um *benchmark*, compatível com a sustentabilidade fiscal, que pode ser revista periodicamente, dado que o modelo é capaz de incorporar novos choques econômicos. Tal limite de endividamento constitui um indicador de grande importância para guiar os gestores da dívida pública, de forma a mantê-la sustentável no longo prazo, evitando uma austeridade fiscal excessiva.

5. Conclusões

Após o Plano Real de estabilização monetária em 1994, a senhoriagem deixou de ser a maior fonte de receitas do governo. Com o objetivo de evitar um aumento excessivo da dívida pública e uma conseqüente pressão nas políticas monetária e fiscal, o governo teve que adotar um regime de austeridade fiscal, conduzindo o Brasil a um baixo crescimento do produto, com impactos negativos nos níveis de emprego. Alguns políticos de destaque no cenário nacional constantemente afirmam que o superávit primário no Brasil é muito elevado e, assim, deveria ser reduzido para permitir o aumento dos gastos públicos em infra-estrutura, educação e saúde. O argumento principal é que a política fiscal ainda seria sustentável com níveis mais baixos de superávits primários, sem a necessidade das receitas de senhoriagem.

Contudo, incorrer em níveis mais baixos de superávit fiscal sem o uso de senhoriagem conduziria, por fim, a um inevitável aumento da dívida pública. Neste trabalho, nós tentamos responder à seguinte pergunta: O quão austera deveria ser a política fiscal para garantir a sustentabilidade da dívida no longo prazo? Utilizando um modelo econométrico recente nós mostramos que: (i) ao contrário do que pensam muitos políticos, a dívida pública brasileira atualmente não está num patamar baixo o suficiente para garantir a sustentabilidade de longo prazo e, assim, o superávit primário deveria subir ao invés de ser reduzido. Em outras palavras, achamos que a razão dívida/PIB ultrapassou o limite de endividamento na maior parte do período nos últimos dois anos; (ii) na ausência de choques, o governo brasileiro teria que reduzir a razão dívida/PIB em aproximadamente 5%, durante os próximos sete trimestres, para garantir a sustentabilidade fiscal de longo prazo e; (iii)

apesar dos períodos ocasionais nos quais a dívida pública brasileira ultrapassou o limite de endividamento proposto, os nossos resultados indicam que a dívida pública no Brasil é globalmente sustentável a um nível de significância de 10%.

Issler e Lima (2000) concluem seu artigo com uma breve reflexão sobre a solvência da dívida pública brasileira. Eles sugerem que, para despesas exógenas, como verificado na amostra 1947-1992, haveria somente duas formas polares de restabelecer a sustentabilidade no longo prazo: aumento de impostos ou aumento das receitas de senhoriagem. A elevada carga tributária, que recentemente atingiu 37% do PIB, indica que a autoridade fiscal optou por equilibrar o orçamento via aumento de impostos. Com tal carga tributária, o brasileiro é atualmente o cidadão mais taxado na América Latina e, assim, pode começar a penalizar os políticos que propõem aumentos adicionais de impostos.

Conseqüentemente, o esforço fiscal proposto neste artigo de aumentar o superávit primário teria de ser alcançado por cortes de despesa ou aumento na receita de senhoriagem. No segundo caso, o aumento da inflação seria inevitável, um preço a se pagar para aliviar a carga tributária. Assim como Issler e Lima (2000), nós esperamos que a despesa do governo brasileiro tenha deixado de ser "exógena".

6. Referências Bibliográficas

Andrews, D.W.K. Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, n. 61, p. 821-856, 1993.

Arestis, P., Cipollini, A., Fattouh, B. Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit. *Economic Inquiry*, n. 42(2), p. 214-222, 2004.

Bohn, H. The sustainability of Fiscal Policy in the United States. Department of Economics, University of California at Santa Barbara, November 2004.

Cabral, R.S.V., Lopes, M.L.M. *Benchmark* para a dívida pública: duas abordagens alternativas. *STN. IX Prêmio Tesouro Nacional*, p. 75-138, 2004.

Carlstein, E. The Use of Subseries Methods for Estimating the Variance of a General Statistic from a Stationary Time Series. *The Annals of Statistics*, n. 14, p. 1171-1179, 1986.

Davig, T. Periodically Expanding discounted public debt : A Threat to Fiscal Policy Sustainability? *Forthcoming Journal of Applied Econometrics*, 2004.

Garcia, M., Rigobon, R. A Risk Management Approach to Emerging Market's Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data. *NBER Working Paper*, n. 10336, 2004.

Giambiagi, F., Ronci, M. Fiscal Policy and Debt Sustainability: Cardoso's Brazil, 1995-2002. *IMF Working Paper*, n. 04/156, 2004.

Hakkio, C.S., Rush, M. Is the Budget Deficit Too Large? *Economic Inquiry*, n. 24, p. 429-445, 1991.

Hamilton, J.D., Flavin, M.A. On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *American Economic Review* , n. 76, p. 808-819, 1986.

Hansen, B. Rethinking the univariate approach to unit root tests: How to use Covariates to increase power. *Econometric Theory*, n. 8, p. 1148-1171, 1995.

Haug, A.A. Cointegration and Government Borrowing Constrains: Evidence for the United States. *Journal of Business and Economic Statistics*, n. 9(1), p. 97-111, 1991.

Issler, J.V., Lima, L.R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time Series Evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*, n. 62, p. 131-147, 2000.

Koenker, R., Bassett, G. Regression Quantiles. *Econometrica*, n. 46, p. 33-49, 1978.

Koenker, R., Bassett, G. Tests of Linear Hypotheses and l_1 Estimation. *Econometrica*, n. 50, p. 1577-1584, 1982.

Koenker, R., Machado, J.A.F. Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression. *Journal of the American Statistical Association*, n. 94(448), p. 1296-1310, 1999.

Koenker, R., Xiao, Z. Inference on the Quantile Regression Process. *Econometrica*, n. 70, p. 1583-1612, 2002.

Koenker, R., Xiao, Z. Quantile Autoregression. Working paper. University of Illinois at Urbana-Champaign, available at: <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/qar/qar9.pdf>, 2004a.

Koenker, R., Xiao, Z. Unit Root Quantile Autoregression Inference. *Forthcoming Journal of the American Statistical Association*, 2004b.

Lima, L.R., Sampaio, R.M.B. The Asymmetric Behavior of the U.S. Public Debt. *Ensaaios Econômicos EPGE*, n. 593, 2005.

Luporini, V. Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence. *Revista Brasileira de Economia*, n. 54(2), p. 201-226, 2000.

Medeiros, O.L. Dívida pública como indicador de sustentabilidade fiscal e sinalizador de política governamental. *STN. VIII Prêmio Tesouro Nacional*, p. 209-265, 2003.

Paparoditis, E., Politis, D.N. Residual-Based Block Bootstrap for Unit Root Testing. *Econometrica*, n. 71(3), p. 813-855, 2003.

Pastore, A.C. Déficit Público, a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro. *Revista de Econometria*, n. 14(2), p. 177-234, 1995.

Rocha, F. Long-Run limits on the Brazilian Government Debt. *Revista Brasileira de Economia*, n. 51(4), p. 447-470, 1997.

Rocha, F. Is There any Rationale to The Brazilian Fiscal Policy? *Revista Brasileira de Economia*, n. 55(3), p. 315-331, 2001.

Trehan, B., Walsh, C.E. Common Trends, the Government's Budget Constrain and Revenue Smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 12, p. 425-444, 1988.

Uctum, M., Wickens, M. Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 62 (2), p. 197-222, 2000.

Wilcox, D. The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constrain. *Journal of Money, Credit and Banking*, n. 3, p. 291-306, 1989.

7. Relação de Figuras e Tabelas

Figuras

1. Dívida Federal Brasileira (% PIB) ,**24**
2. Previsão dentro da amostra (razão dívida/PIB descontada) , **29**

Tabelas

1. Escolha da Ordem Auto-Regressiva, **25**
2. Teste de Estacionariedade Local, **26**
3. Teste de Média Incondicional Nula, **27**
4. Resumo dos resultados do teste de Sustentabilidade Local, **27**
5. Trimestres onde a dívida pública descontada foi superior à previsão dentro da amostra (0.4 quantil condicional) , **30**
6. Limite de Endividamento Fora da Amostra, **31**
7. Teste de Estacionariedade Global, **33**
8. Teste de Média (Global) Incondicional Nula, **34**

Últimos Ensaio Econômicos da EPGE

- [577] Rubens Penha Cysne. *Is There a Price Puzzle in Brazil? An Application of Bias-Corrected Bootstrap*. Ensaio Econômicos da EPGE 577, EPGE-FGV, Dez 2004.
- [578] Fernando de Holanda Barbosa, Alexandre Barros da Cunha, e Elvia Mureb Salum. *Competitive Equilibrium Hyperinflation under Rational Expectations*. Ensaio Econômicos da EPGE 578, EPGE-FGV, Jan 2005.
- [579] Rubens Penha Cysne. *Public Debt Indexation and Denomination, The Case of Brazil: A Comment*. Ensaio Econômicos da EPGE 579, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [580] Gina E. Acosta Rojas, Germán Calfat, e Renato Galvão Flôres Junior. *Trade and Infrastructure: evidences from the Andean Community*. Ensaio Econômicos da EPGE 580, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [581] Edmundo Maia de Oliveira Ribeiro e Fernando de Holanda Barbosa. *A Demanda de Reservas Bancárias no Brasil*. Ensaio Econômicos da EPGE 581, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [582] Fernando de Holanda Barbosa. *A Paridade do Poder de Compra: Existe um Quebra-Cabeça?*. Ensaio Econômicos da EPGE 582, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [583] Fabio Araujo, João Victor Issler, e Marcelo Fernandes. *Estimating the Stochastic Discount Factor without a Utility Function*. Ensaio Econômicos da EPGE 583, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [584] Rubens Penha Cysne. *What Happens After the Central Bank of Brazil Increases the Target Interbank Rate by 1%?*. Ensaio Econômicos da EPGE 584, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [585] GUSTAVO GONZAGA, Naércio Menezes Filho, e Maria Cristina Trindade Terra. *Trade Liberalization and the Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil*. Ensaio Econômicos da EPGE 585, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [586] Rubens Penha Cysne. *Equity-Premium Puzzle: Evidence From Brazilian Data*. Ensaio Econômicos da EPGE 586, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [587] Luiz Renato Regis de Oliveira Lima e Andrei Simonassi. *Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira*. Ensaio Econômicos da EPGE 587, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [588] Maria Cristina Trindade Terra e Ana Lucia Vahia de Abreu. *Purchasing Power Parity: The Choice of Price Index*. Ensaio Econômicos da EPGE 588, EPGE-FGV, Abr 2005.

- [589] Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, João Victor Issler, e George Athanasopoulos. *Forecasting Accuracy and Estimation Uncertainty using VAR Models with Short- and Long-Term Economic Restrictions: A Monte-Carlo Study*. Ensaios Econômicos da EPGE 589, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [590] Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira e Samuel de Abreu Pessôa. *The Effects of Longevity and Distortions on Education and Retirement*. Ensaios Econômicos da EPGE 590, EPGE-FGV, Jun 2005.
- [591] Fernando de Holanda Barbosa. *The Contagion Effect of Public Debt on Monetary Policy: The Brazilian Experience*. Ensaios Econômicos da EPGE 591, EPGE-FGV, Jun 2005.
- [592] Rubens Penha Cysne. *An Overview of Some Historical Brazilian Macroeconomic Series and Some Open Questions*. Ensaios Econômicos da EPGE 592, EPGE-FGV, Jun 2005.
- [593] Luiz Renato Regis de Oliveira Lima e Raquel Menezes Bezerra Sampaio. *The Asymmetric Behavior of the U.S. Public Debt..* Ensaios Econômicos da EPGE 593, EPGE-FGV, Jul 2005.
- [594] Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira, Roberto de Góes Ellery Junior, e Victor Gomes. *Produtividade Agregada Brasileira (1970–2000): declínio robusto e fraca recuperação*. Ensaios Econômicos da EPGE 594, EPGE-FGV, Jul 2005.
- [595] Carlos Eugênio Ellery Lustosa da Costa e Lucas Jóver Maestri. *The Interaction Between Unemployment Insurance and Human Capital Policies*. Ensaios Econômicos da EPGE 595, EPGE-FGV, Jul 2005.
- [596] Carlos Eugênio Ellery Lustosa da Costa. *Yet Another Reason to Tax Goods*. Ensaios Econômicos da EPGE 596, EPGE-FGV, Jul 2005.
- [597] Marco Antonio Cesar Bonomo e Maria Cristina Trindade Terra. *Special Interests and Political Business Cycles*. Ensaios Econômicos da EPGE 597, EPGE-FGV, Ago 2005.
- [598] Renato Galvão Flôres Junior. *Investimento Direto Estrangeiro no Mercosul: Uma Visão Geral*. Ensaios Econômicos da EPGE 598, EPGE-FGV, Ago 2005.
- [599] Aloisio Pessoa de Araújo e Bruno Funchal. *Past and Future of the Bankruptcy Law in Brazil and Latin America*. Ensaios Econômicos da EPGE 599, EPGE-FGV, Ago 2005.
- [600] Marco Antonio Cesar Bonomo e Carlos Carvalho. *Imperfectly Credible Disinflation under Endogenous Time-Dependent Pricing*. Ensaios Econômicos da EPGE 600, EPGE-FGV, Ago 2005.
- [601] Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira. *Sobre a Inexistente Relação entre Política Industrial e Comércio Exterior*. Ensaios Econômicos da EPGE 601, EPGE-FGV, Set 2005.